

L'intégration régionale favorise-t-elle la multilatéralisation des échanges ?

- Un modèle de gravité en données de panel -

Jérôme Trotignon

GATE-CNRS 5824
PRES Université de Lyon

Revue française d'économie, vol. XXIII, 2009

Résumé

Dans les années 80 et 90, la création ou la consolidation de grands ensembles commerciaux donne un nouvel élan au processus d'intégration régionale. Dans cet article, nous nous demandons si ces ensembles favorisent ou non la multilatéralisation des échanges, et s'ils constituent donc des *building* ou des *stumbling blocks*.

Dans un modèle de gravité en données de panel, nous estimons un jeu de trois variables muettes régionales représentatives du commerce intra-zone, des exportations extra-zone et des importations extra-zone. À partir des trois coefficients obtenus, nous proposons une typologie originale des créations / détournements d'échange et des blocs commerciaux. En l'appliquant à nos résultats, tous les groupes sélectionnés ainsi que l'UEM apparaissent comme des *building blocks*. À l'image de l'AFTA, la plupart impulsent simultanément les flux internes et les exportations, ce qui suggère la présence d'effets dynamiques favorables à la compétitivité. Aucun détournement de commerce ne se dégage à l'exception d'un détournement d'exportation induit par l'ALENA.

Mots-clé : intégration commerciale, modèle de gravité, création / détournement de commerce, *building* / *stumbling blocks*

JEL : F13, F15, C21, C23

Does regional integration promote the multilateralization of trade ?

- A gravity model using panel data -

In the 80s and 90s, the creation or consolidation of regional trading blocks gave a new impetus to the process of regional integration. In this article we will be asking ourselves whether these blocks promote the multilateralization of trade or not, whether indeed they constitute building blocks or stumbling blocks.

In a gravity model using panel data, we introduce a set of three regional dummy variables corresponding to intra-zonal trade, extra-zonal exports and extra-zonal imports. Taking as a starting point the three coefficients obtained, we propose an original typology for the creation / diversion of trade and for the commercial blocks. Applying it to our results, all the groups represented, as well as the EMU, are positioned as building blocks. As for the AFTA, most of them simultaneously stimulate the internal flows and the exports, suggesting that dynamic effects favorable to the competitiveness are present. No trade diversion occurs except an export diversion due to NAFTA.

Key words: commercial integration, gravity model, trade creation / diversion, building / stumbling blocks

Introduction

Le débat sur les rapports entre le régionalisme et le multilatéralisme se ravive à la fin de la décennie 80, au moment où les négociations de l'*Uruguay round* tardent à aboutir et où les accords de libre-commerce connaissent un nouvel essor. La Banque mondiale (World Bank, 2005) recense plus d'une centaine d'accords signés au cours des années 90, au travers de la création ou de la consolidation de zones d'intégration régionale.

En s'interrogeant sur les effets des groupes régionaux sur le système global des échanges, J. Bhagwati (1991) inaugure les termes de *building* et de *stumbling blocks* par référence à leur caractère ouvert ou fermé. L'auteur considère le régionalisme comme discriminatoire par nature et porteur d'effets pervers. Susceptible d'engendrer une guerre commerciale inter-bloc, il favoriserait la domination des petits Etats par les grands au sein de chaque entité (J. Bhagwati, 1995). De plus, le réseau complexe et enchevêtré d'accords préférentiels et de libre-échange, connu sous le nom de *Spaghetti bowl*, entraîne des coûts additionnels par le jeu des règles d'origine en cas d'appartenance multiple (J. Bhagwati, D. Greenaway, A. Panagariya, 1998). L. Summers (1991) s'oppose à la vision de Bhagwati en soulignant que la libéralisation intra-régionale constitue une avancée vers le multilatéralisme et induit plus de créations que de détournements de commerce. R. Baldwin (2004) relève que les nations les plus ferventes partisans du GATT se sont aussi intégrées au sein d'ensembles régionaux, et que la nouvelle vague de régionalisme commercial n'a pas empêché la conclusion des accords de l'*Uruguay round*.

Dans l'approche de Bhagwati (1991), un groupe régional est un *building block* s'il favorise le multilatéralisme et un *stumbling block* s'il en constitue un obstacle. Du point de vue des échanges internationaux, un accord aura des effets globalisants s'il génère, au côté d'un flux de commerce interne, un courant d'échange avec le reste du monde. Dans cet article, nous nous demanderons si les grands groupes créés ou renouvelés depuis la fin des années 80 contribuent de cette façon à l'essor du commerce multilatéral et constituent donc des *building*

blocks. Le régionalisme sera envisagé uniquement sous un angle commercial, conformément à la définition adoptée par l'OMC.

L'exploitation d'un modèle de gravité est particulièrement adaptée à cet objectif. Depuis les travaux précurseurs réalisés simultanément par J. Tinbergen (1962) et P. Pöyhönen (1963), puis prolongés par H. Linnemann (1966), ce modèle est de plus en plus utilisé par les analystes du commerce international. Il explique de façon satisfaisante les flux d'échange bilatéraux, positivement par l'importance de la taille des économies partenaires, et négativement par la distance géographique les séparant, cette distance étant retenue comme *proxy* des coûts de transport. Des variables *dummy* de contrôle des effets des accords régionaux peuvent être ajoutées à l'équation de base. On peut ainsi déterminer, par rapport à la norme gravitaire, quel est le surplus de commerce attribuable à la formation d'une zone de libre-échange ou d'une union douanière. L'introduction d'un jeu de trois variables régionales pour chaque accord permet de tester les effets des regroupements à la fois sur le commerce intra-zone, sur les exportations extra-zone, et sur les importations extra-zone. Une telle estimation requiert l'utilisation de données de panel pour contrôler d'éventuels facteurs inobservables propres à chaque couple de pays et influençant les échanges. S. Baier et J. Bergstrand (2005) montrent que l'absence de contrôle de l'hétérogénéité des couples introduit un biais dans les valeurs des coefficients régionaux.

Afin d'évaluer les effets des blocs apparus ou réactivés lors de la nouvelle vague de régionalisme, nous exploitons sur la période 1986-2005 un modèle de gravité en panel comportant des jeux de trois variables muettes régionales. Par rapport aux approches gravitaires antérieures ayant pour objet le régionalisme commercial, recensées dans OCDE (2001), R. Adams et alii (2003) et M. Cipollina et L. Salvatici (2007), nous nous intéressons aux points suivants :

- A l'aide des deux coefficients extra-régionaux, nous mettons en évidence le surplus éventuel de commerce d'exportation et/ou d'importation engendré par la formation des groupes examinés. Un coefficient positif signale ce que nous appelons selon une nouvelle terminologie une création externe de commerce d'exportation et/ou d'importation. Nous considérons comme des *building blocks* les groupes pour lesquels la somme des deux paramètres est positive.

- Nous établissons une typologie des créations et détournements de commerce et des *building / stumbling blocks* identifiables à partir d'un modèle de gravité à trois coefficients régionaux, en fonction de leurs signes et de leurs valeurs respectives.

- De façon à porter un jugement d'ensemble, nous présentons une spécification du modèle où figure un seul jeu de trois *dummies* représentatives de tous les flux intra et extra-zone, tous groupes confondus. A notre connaissance, cette spécification n'a pas encore été testée dans le cadre d'une approche gravitaire en panel comportant trois variables régionales.

Dans la mesure des données disponibles sur la base COMTRADE des Nations unies, nous sélectionnons les principaux accords régionaux des années 80 et 90, soit ceux se distinguant par la taille du PIB de l'ensemble constitué ou par le nombre de ses participants. Deux catégories d'accords sont en jeu. Les uns constituent un approfondissement d'un processus d'intégration en cours, les autres donnent naissance à un regroupement. Dans les deux cas, les pays en développement sont impliqués. Simultanément, ils mettent en œuvre des réformes commerciales les intégrant au système multilatéral, ce qui constitue l'une des caractéristiques du « nouveau régionalisme » (W. Ethier, 1998).

La Communauté européenne, en instaurant le Marché unique à partir de 1987, satisfait à un objectif du Traité de Rome par la suppression des obstacles subsistant à la libre-circulation des marchandises. Le MCCA (Marché commun centraméricain) créé en 1960 met en place une union douanière, dont le fonctionnement sera perturbé dès la fin de la décennie par des tensions géopolitiques. Ce n'est qu'en 1992 que les Etats d'Amérique centrale relancent sa formation à l'occasion du Protocole de Guatemala. De même, l'union douanière du Pacte andin (1969), dont le rythme de réduction tarifaire ne respectait pas le calendrier prévu, est réactivée en 1991 avec l'Accord de Barahona (le Pacte andin devient la CAN – Communauté andine des Nations – en 1997). Les groupes de l'autre catégorie associent des pays en développement entre eux ou avec des pays industrialisés. L'ALENA (Association de libre-échange nord-américaine) et l'AFTA (Asean Free Trade Area) initient leur zone de libre-échange respectivement en 1994 et 1993. Le Mercosur (Marché commun du Sud de l'Amérique latine) se constitue en union douanière par le Traité d'Asunción de 1991.

Tous les blocs sélectionnés mettent en œuvre une libéralisation couvrant l'ensemble des marchandises, avec d'éventuelles mesures de suppression des barrières non tarifaires. Même s'il subsiste des exceptions pour les produits sensibles, il ne s'agit pas de simples

arrangements préférentiels où l'abaissement tarifaire est incomplet et/ou limité à certains secteurs. D'autres groupes créés dans les années 90, comme la Communauté de développement de l'Afrique australe (1992) ou l'Accord sud-asiatique d'échanges préférentiels (1996), ne s'engagent pas d'emblée dans la voie d'une libéralisation intra-zone complète. Dans un souci d'homogénéité et si les données étaient disponibles, il serait erroné d'en tenir compte dans notre estimation. Le Conseil de coopération du Golfe (1983) établit une zone de libre-échange généralisée. Mais faute de données exhaustives pour une majorité de ses membres sur la période 1986-2005, nous ne pouvons l'intégrer.

Sans être un accord commercial, l'UEM (Union économique et monétaire) exerce une influence sur les échanges intra et extra-zone de ses membres. Il est donc pertinent de lui attribuer un jeu de variables muettes. Cela nous permettra de vérifier sur ce cas particulier la thèse qui fait d'une monnaie unique un facteur de commerce entre les pays qui l'adoptent (J. Frankel et A. Rose, 1998).

La première partie de notre analyse retrace les approches gravitaires du régionalisme en montrant leur évolution depuis le travail précurseur de N. Aitken (1973). Nous présenterons en seconde partie les données, les variables, puis les spécifications du modèle que nous adoptons. Nos résultats seront exposés dans une troisième partie et interprétés au regard de la typologie des créations / détournements de commerce et des *building / stumbling blocks*.

L'impact des accords de libre-commerce dans les approches gravitaires

Depuis le début des années 70, la diffusion des travaux mesurant l'impact des accords de libre-commerce sur les échanges s'accompagne d'une évolution de leur méthode d'évaluation. L'ajout d'une deuxième, puis d'une troisième variable indicatrice régionale dans une équation de gravité, affine l'interprétation des résultats et des créations et détournements de commerce. Dans les études postérieures à l'émergence de ces deux concepts (J. Viner, 1950), les créations et détournements étaient mesurés par différence entre les flux observés et les flux théoriques représentatifs d'un « anti-monde » sans régionalisme (B. Balassa, 1975). Dans les modèles qui nous intéressent, l'« anti-monde » devient la norme gravitaire autour de laquelle sont évalués les effets commerciaux des regroupements.

La plupart des travaux sont des estimations en coupes annuelles ou en *pooling* qui ne tiennent pas compte des effets individuels de chaque couple de pays partenaires. Les études de panel introduisant ces effets spécifiques n'apparaissent que récemment. Nous préciserons qu'il s'agit d'un panel à chaque fois que nous nous référerons à une telle étude. Par ailleurs, tous les résultats que nous allons évoquer sont significatifs.

Les travaux à une seule *dummy* régionale

Une première série d'estimations portant sur les grands groupes d'intégration utilise une seule *dummy* régionale (D_1) testant le commerce entre pays membres. Elles témoignent dans l'ensemble d'un effet positif et significatif. En reprenant un modèle du type de ceux de J. Tinbergen (1962) et H. Linnemann (1966) associé à une coupe transversale (1961), N. Aitken (1973) montre que les échanges entre pays membres de la CEE (Communauté économique européenne) sont 5 fois plus élevés que si elle n'avait pas été créée¹ ; ce facteur multiplicatif du commerce intra-zone n'est que de 1,2 dans le cas de l'AELE (Association européenne de libre-échange). A l'inverse mais pour l'année 1965, J. Bergstrand (1985) estime que le commerce intra-AELE est multiplié par 2, alors que les échanges intra-CEE le sont par 1,3. Dans J. Frankel, E. Stein et S. Wei (1995), le résultat de la CEE est légèrement supérieur en 1990. D. Greenaway (2000) aboutit au même facteur multiplicatif que Bergstrand pour la Communauté européenne, mais sur l'ensemble de la période 1965-1993 et à partir d'un panel

à effets spécifiques. En suivant la même méthode, L. Fontagné et S. Zignago (2007) obtiennent un chiffre de 2,4 sur la période 1976-2000.

Dans ces deux dernières études, les résultats trouvés pour l'AFTA divergent sensiblement, avec des chiffres respectifs de 1,2 et 2,7, alors que l'estimation en panel à effets individuels de M. Bussière, J. Fidrmuc et B. Schnatz (2005) dégage un résultat intermédiaire. L'ALENA oscille entre une stimulation relativement faible (I. Cheng et H. Wall, 2005, Bussière et alii, 2005) et forte (Fontagné et Zignago, 2007) des échanges entre le Canada, les Etats-Unis et le Mexique. De la même façon, les travaux sur panel déjà cités incluant des groupes latino-américains traduisent avec une intensité très variable l'influence positive du Mercosur et de la CAN sur le commerce intra-zone. Les résultats diffèrent du fait de périodes d'analyse distinctes mais aussi de variables explicatives représentées ou non, comme celle de « distance relative » dont nous soulignerons l'importance.

Les travaux à 2 ou 3 *dummies* régionales

Dans les travaux à une seule *dummy* régionale, la spécification n'apporte pas d'information sur la nature du surplus d'échange enregistré par rapport à la norme gravitaire : il peut s'agir d'une pure création de commerce, d'un détournement de commerce, ou bien des deux à la fois. L'ajout d'une deuxième variable (D_2) permet de tester les échanges des pays membres d'un bloc avec le reste du monde. Elle est introduite dans des modèles cherchant à expliquer l'ensemble du commerce bilatéral (importations plus exportations). Elle prend la valeur 1 si l'un des deux pays est membre du bloc sans que l'autre le soit, et 0 autrement. Dans le cas où le coefficient positif de D_1 est supérieur à la valeur absolue du coefficient négatif de D_2 , une partie du surplus d'échange interne correspond à une création de commerce et l'autre à un détournement, soit un flux de marchandises se substituant à du commerce avec le reste du monde. Comme dans les premières études évaluant les effets de la CEE à partir de flux observés et théoriques, cette méthode d'évaluation fait l'impasse sur les coûts de production. Ces derniers restent à la base des concepts de création et de détournement de commerce tels que J. Viner les a définis. Pour conclure à des effets positifs en termes de bien-être lorsque les créations dépassent les détournements, il faut faire l'hypothèse que les premières correspondent bien à une réduction des coûts unitaires des biens nouvellement échangés.

Les analyses des effets du régionalisme comportant deux variables *dummy* par accord concluent rarement à une création de commerce doublée d'un détournement. Seuls T. Bayoumi et B. Eichengreen (1997) dégagent ce cas de figure pour la Communauté européenne, tout comme J. Frankel (1997) pour l'ALENA, et J. Gilbert et alii (2001) pour la Communauté andine et le Mercosur. Le cas le plus fréquemment rencontré est une création de commerce doublée d'un détournement qualifié de négatif (coefficients de D_1 et de D_2 positifs). Ce détournement peut être prononcé comme dans Frankel (1997) et Q. Li (2000) pour l'AFTA, et D. Greenaway (2000) pour l'AFTA et la Communauté européenne. Il peut être négligeable comme dans l'étude de panel à effets spécifiques de J. Lee et I. Park (2005) pour l'ALENA, le MCCA, la CAN et l'UE (Union européenne).

La variable D_2 teste dans leur globalité les échanges bilatéraux avec les pays tiers. En cas de détournement de commerce négatif, les estimations ne permettent donc pas de savoir si les accords ont plutôt un effet d'entraînement sur les exportations ou sur les importations extra-zone. En cas de détournement positif, elles n'indiquent pas si des flux internes se substituent à des exportations ou à des importations extra-régionales. Les travaux les plus récents pallient cette insuffisance. Ils cherchent à expliquer les flux d'exportation d'un pays i vers un pays j en distinguant l'effet des accords sur les exportations vers le reste du monde (variable D_X) de leur impact sur les importations en provenance du reste du monde (variable D_M). Sont ainsi dégagés des détournements d'exportation ou d'importation positifs (coefficient positif de D_1 supérieur en valeur absolue au coefficient négatif de D_X ou de D_M), ou négatifs (coefficient positif de D_X ou de D_M). En termes de bien-être, si l'on fait l'hypothèse de coûts de production de la zone supérieurs à ceux du reste du monde, les détournements d'importation positifs sont préjudiciables puisqu'ils induisent une moins bonne allocation des ressources.

Lorsque les coefficients de D_X et de D_M sont négatifs et dépassent chacun en valeur absolue le coefficient positif de D_1 , on se trouve face à une indétermination. Il est impossible de savoir si le surplus de commerce interne dû à la formation du groupe régional se substitue à des exportations ou à des importations extra-zone, ou bien aux deux à la fois. L'estimation en panel à effets spécifiques de C. Carrère (2004) présente ainsi, pour la CAN, des coefficients d'importation et d'exportation proches de -1 et un coefficient représentatif du commerce intra-zone égal à 0,6. Cet aspect éludé dans les travaux antérieurs sera précisé lorsque nous classifions les créations et détournements en fonction des signes et des valeurs obtenus pour les trois coefficients.

Les résultats des études introduisant trois variables muettes régionales dénotent la présence de détournements d'importation et d'exportation à la fois positifs et négatifs. Dans R. Elliot et K. Ikemeto (2004) et dans l'étude en panel à effets individuels de N. Kien et Y. Hashimoto (2005), l'AFTA enregistre des détournements d'exportation et d'importation négatifs. Il en est de même de la Communauté européenne pendant la période de mise en œuvre du Marché unique (M. Endoh, 1999, Elliot et Ikemeto, 2004). Pour le Mercosur, les détournements d'importation sont positifs chez I. Soloaga et L. Winters (2001), E. Croce et alii (2004) et dans le modèle à effets spécifiques de P. Tumbarello (2007), mais ils sont négatifs dans N. Kien et Y. Hashimoto (2005). Les détournements d'exportation de la CAN sont plutôt négatifs alors que ceux de l'ALENA s'avèrent positifs (Elliot et Ikemeto, 2004, Kien et Hashimoto, 2005).

Données, variables et variantes du modèle

Dans la lignée des travaux à trois variables indicatrices régionales, nous évaluons les effets des principaux accords de libre-commerce des années 80 et 90. Le choix de la version SITC2 (*Standard International Trade Classification Revision 2*) de la base COMTRADE nous permet de remonter à l'année 1986 avec des données d'exportation bilatérales complètes pour 50 pays développés et en développement. La liste des pays membres des groupes estimés figure en annexe 1². Les accords concernant le continent américain rassemblent tous leurs pays membres, y compris ceux du MCCA rarement pris en compte dans les travaux antérieurs. Faute de données exhaustives sur l'ensemble de la période d'étude, et à l'exception de la Hongrie et de la Pologne, les nouveaux membres de l'Union européenne ne s'y trouvent pas. Il en est de même de la Birmanie, du Brunei, du Cambodge et du Laos pour l'AFTA. Au total, le modèle détaillé ci-dessous explique 50 x 49 flux d'exportation d'un pays vers un autre, ce qui, multiplié par les 20 années représentées, donne un total de 49 000 observations.

Le choix des variables

Telle qu'elle a été développée sous sa forme la plus simple par J. Tinbergen (1962) et H. Linnemann (1966), l'équation de gravité fait dépendre les flux de commerce bilatéraux (T) du produit des revenus (Y) de deux partenaires i et j divisé par la distance (D) les séparant :

$$T_{ij} = A \frac{Y_i^{\beta_1} Y_j^{\beta_2}}{D_{ij}^{\beta_3}} \quad (1)$$

Où A , β_1 , β_2 , et β_3 sont des paramètres à estimer.

Sous une forme log-linéaire, qui permet d'interpréter les coefficients comme des élasticités de flux de commerce par rapport aux variables explicatives, nous obtenons :

$$\ln(T_{ij}) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_i) + \beta_2 \ln(Y_j) - \beta_3 \ln(D_{ij}) \quad (2)$$

Cette équation de gravité est considérée comme l'une des relations empiriques les plus stables et les plus robustes en économie (T. Mayer, 2001). La principale critique qui lui est adressée concerne ses fondements théoriques. Simple intuition dérivée de la physique des forces d'attraction et de répulsion, elle en est dénué à l'origine. En introduisant les coûts de transport dans le modèle de concurrence monopolistique, P. Krugman (1980) trouve une solution en débouchant sur une équation de demande proche de l'équation de gravité. A l'image de A. Deardorff (1998), d'autres auteurs démontrent que le modèle néoclassique du commerce international est, lui aussi, compatible avec le modèle de base. J. Bergstrand (1989) apporte une réponse à ceux qui controversent sur la duplicité des explications. En développant un modèle d'équilibre général à deux facteurs et deux biens dont l'un est homogène et l'autre différencié, il montre que le modèle de gravité s'adapte à un cadre d'analyse mêlant spécialisations traditionnelles et spécialisations intra-branche.

Empiriquement, il est possible d'introduire des variables susceptibles de témoigner des spécialisations en présence. La valeur absolue de la différence de PIB par habitant est utilisée pour tester les différences de dotation factorielle. Un signe positif de son coefficient reflète un commerce traditionnel de nature interbranche. Un signe négatif joue en faveur de la thèse de Linder (1961) qui place le rapprochement des revenus par habitant comme l'un des déterminants de l'échange intra-branche (J. Frankel, 1997). Afin de mieux tester l'hypothèse de similarité des structures de demande nationale de Linder, une variable de similitude des PIB peut aussi être ajoutée.

En suivant B. Baltagi et alii (2003) et L. De Benedictis et alii (2005), nous introduisons l'une (DIFPIBH) et l'autre (SIMIL) des variables décrites, en adoptant les mesures suivantes pour deux partenaires i et j (les données de PIB et de PIB par habitant proviennent du FMI³) :

$$DIFPIBH_{ij} = \ln \left| \frac{PIB_i}{POP_i} - \frac{PIB_j}{POP_j} \right|$$

$$SIMIL_{ij} = \ln \left[1 - \left(\frac{PIB_i}{PIB_i + PIB_j} \right)^2 - \left(\frac{PIB_j}{PIB_i + PIB_j} \right)^2 \right]$$

Une autre question à examiner est celle du choix de la variable de distance, qui intervient comme *proxy* des coûts de transport. Il convient de l'interpréter avec précaution. La majorité des travaux utilise la distance géodésique entre les capitales politiques ou économiques des pays partenaires. Une amélioration consiste à adopter la somme des distances séparant les plus grandes agglomérations des deux pays pondérées par leurs poids respectifs dans les populations totales, formule que nous retenons⁴. Mais dans tous les cas les parcours correspondent à des mesures d'arc calculées à partir des latitudes et longitudes des villes choisies. Or, les réseaux d'infrastructure de transport ne correspondent pas aux distances à vol d'oiseau et ils contournent les obstacles naturels comme le relief. Le trajet en kilomètres peut donc être sous-estimé dans l'équation de gravité. En se tenant au seul transport terrestre, c'est le cas de figure de la Communauté andine des Nations. Le facteur distance se trouve par contre surestimé en présence d'un commerce transfrontalier important, qui est une situation courante en Afrique de l'Ouest. Enfin, le coût de transport ne s'arrête pas à la distance. Il comporte d'autres éléments tels que les frais de débarquement et de dédouanement ou les primes d'assurance, et qui ne sont pas nécessairement corrélés avec le kilométrage.

Une fois contrôlée la distance absolue entre deux pays, il convient aussi de tenir compte de la distance relative, soit celle les séparant de leurs autres partenaires. Le commerce est en effet plus intense au sein d'un couple de pays éloignés des grands centres économiques mondiaux qu'entre deux économies qui en sont proches. On s'attend ainsi à ce que l'Australie et la Nouvelle-Zélande échangent plus entre eux que l'Autriche et le Portugal dont l'éloignement géographique est pourtant similaire. A. Deardorff (1998) est le premier auteur à introduire la variable de distance relative dans un modèle de gravité. J. Polak (1996) et J. Harrigan (2001) montrent l'existence d'un biais conséquent lorsque la seule variable de distance absolue est prise en compte. J. Polak souligne que les coefficients les plus biaisés sont précisément ceux

qui mesurent l'effet des blocs commerciaux. Son raisonnement s'appuie sur des résultats inattendus des études de Frankel, Stein et Wei (1994 et 1995). Réalisées sans contrôle de la distance relative, elles indiquent notamment l'absence ou la faible ampleur des créations de commerce de la CEE.

A l'image de S. Wei (1996), nous mesurons la distance relative d'un pays k ($REMOT_k$) par la somme des distances le séparant d'un partenaire l pondérées par le poids du PIB de l dans le PIB mondial :

$$REMOT_k = \sum_l \left(DIST_{kl} \times \frac{PIB_l}{PIB_{Monde}} \right)$$

La variable de distance relative retenue dans notre équation pour le couple (i, j) est le logarithme de la moyenne des distances relatives des pays i et j .

Les équations gravitaires estimées

Nous ajoutons également à l'estimation le logarithme du taux de change réel bilatéral, ce qui introduit une variable de prix dans le modèle. Cette pratique initiée par J. Bergstrand (1985) permet de tester l'évolution de la compétitivité (T. Bayoumi et B. Eichengreen, 1997). Nous calculons le taux de change réel⁵ à partir des données de taux de change nominal et d'indice des prix à la consommation du FMI⁶. Les autres variables explicatives sont de type *dummy*. Le partage d'une frontière commune (CONTIG) est susceptible d'influencer positivement le commerce bilatéral. Il en est de même du partage d'une langue commune (LANG) qui intervient comme *proxy* du rapprochement culturel et entraîne une réduction des coûts de transaction commerciaux. Nous introduisons enfin un jeu de trois *dummies* représentatives des flux d'échange des pays membres de l'ensemble des accords de libre-commerce (variables ALC).

Par rapport au modèle de base (2) et en associant une dimension temporelle à la plupart des variables, l'équation à estimer devient l'équation (3) de l'encadré. Nous introduisons une seconde spécification se basant sur l'équation (3), en y ajoutant une série de 20 *dummies*, correspondant à chacune des années de la période d'étude. Pour simplifier, elles ne figurent pas dans le tableau récapitulatif ci-dessous. La première variable ALC teste le commerce

intra-zone. Elle prend la valeur 1 si deux pays i et j ont signé le même accord, et 0 autrement. La seconde mesure l'impact des regroupements sur les exportations destinées au reste du monde. Elle prend la valeur 1 si le pays i participe à un accord sans que le pays j n'en soit membre, et 0 sinon. La troisième capte les effets sur les importations en provenance du reste du monde. Elle prend la valeur 1 lorsque i n'appartient pas à l'ensemble auquel j participe, et 0 autrement.

Encadré

L'Estimation des accords régionaux : effet global (variables ALC) et effets différenciés (variables par groupe)

$$\begin{aligned} \ln(X_{ijt}) = & \alpha + \beta_1 \ln(PIB_{it}) + \beta_2 \ln(PIB_{jt}) + \beta_3 \ln(DIST_{ij}) + \beta_4 \ln(REMOT_{ijt}) + \beta_5 \ln(DIFPIBH_{ijt}) \\ & + \beta_6 \ln(SIML_{ijt}) + \beta_7 \ln(RER_{ijt}) + \beta_8 CONTIG_{ij} + \beta_9 LANG_{ij} \\ & + \beta_{10} ALC_intra_{ijt} + \beta_{11} ALC_X_{ijt} + \beta_{12} ALC_M_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln(X_{ijt}) = & \alpha + \beta_1 \ln(PIB_{it}) + \beta_2 \ln(PIB_{jt}) + \beta_3 \ln(DIST_{ij}) + \beta_4 \ln(REMOT_{ijt}) + \beta_5 \ln(DIFPIBH_{ijt}) \\ & + \beta_6 \ln(SIML_{ijt}) + \beta_7 \ln(RER_{ijt}) + \beta_8 CONTIG_{ij} + \beta_9 LANG_{ij} + \beta_{10} AFTA_intra_{ijt} \\ & + \beta_{11} AFTA_X_{ijt} + \beta_{12} AFTA_M_{ijt} + \beta_{13} ALENA_intra_{ijt} + \beta_{14} ALENA_X_{ijt} + \beta_{15} ALENA_M_{ijt} \\ & + \beta_{16} CAN_intra_{ijt} + \beta_{17} CAN_X_{ijt} + \beta_{18} CAN_M_{ijt} + \beta_{19} MCCA_intra_{ijt} + \beta_{20} MCCA_X_{ijt} \\ & + \beta_{21} MCCA_M_{ijt} + \beta_{22} MERC_intra_{ijt} + \beta_{23} MERC_X_{ijt} + \beta_{24} MERC_M_{ijt} + \beta_{25} UE_intra_{ijt} \\ & + \beta_{26} UE_X_{ijt} + \beta_{27} UE_M_{ijt} + \beta_{28} UEM_intra_{ijt} + \beta_{29} UEM_X_{ijt} + \beta_{30} UEM_M_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (4)$$

Tableau 1 Libellé et contenu des variables

X_{ijt}	est le flux d'exportation annuel en dollars courants du pays i vers le pays j
PIB_{it} et PIB_{jt}	sont les produits intérieurs bruts respectifs en dollars courants des pays i et j
$DIST_{ij}$	est la somme des distances géodésiques en kilomètres séparant les plus grandes agglomérations des pays i et j (calculées à partir de leurs latitudes et longitudes), pondérées par leurs poids respectifs dans les populations totales de i et j
$REMOT_{ijt}$	est la moyenne des distances relatives du pays i et du pays j
$DIFPIBH_{ijt}$	est la valeur absolue de la différence des PIB par habitant des pays i et j
$SIMIL_{ijt}$	est un indicateur de la similitude de la taille des PIB des pays i et j
RER_{ijt}	est le taux de change réel à l'incertain de la monnaie de i exprimé dans celle de j
$CONTIG_{ij}$	est la variable muette de contiguïté, de valeur 1 si les deux partenaires disposent d'une frontière commune, et 0 sinon
$LANG_{ij}$	est une variable muette qui prend la valeur 1 si les deux pays partagent la même langue et 0 autrement
ALC_intra_{ijt}	contrôle le commerce intra-zone quel que soit le groupe régional considéré
ALC_X_{ijt}	contrôle les exportations extra-zone des pays membres des groupes régionaux
ALC_M_{ijt}	contrôle les importations extra-zone des pays membres des groupes régionaux
ε_{ijt}	est le terme d'erreur

Notes : dans la spécification de l'équation (4), les 3 variables ALC disparaissent au profit d'un jeu de 3 mêmes variables pour chacun des 7 accords.

La spécification de l'équation (3) qui comporte les trois variables ALC nous permettra de donner une appréciation d'ensemble du processus d'intégration régionale vis-à-vis du commerce multilatéral. Mais pour interpréter les résultats détaillés par accord, nous utiliserons la formulation de l'équation (4) figurant dans l'encadré. Les *dummies* régionales sont construites selon la méthode exposée pour les variables ALC, mais en l'individualisant à chacun des sept groupes. Lorsque les accords ne sont pas encore mis en œuvre, il n'y a aucun pays membre et les variables prennent la valeur 0. Pour un membre fondateur, la méthode s'applique à partir de l'année d'entrée en vigueur de l'accord, et pour un nouveau membre, à partir de celle de son adhésion. Les années de mise en œuvre des accords, ainsi que les dates d'élargissement, figurent en annexe 1. La période d'évaluation de l'impact du Marché unique court de 1987 à 1998, ce qui permet de tenir compte de la majorité de ses effets⁷ et de tester à partir de 1999 la mise en œuvre de l'UEM en évitant une corrélation entre variables muettes.

Les effets commerciaux de l'intégration régionale

Les résultats des estimations

Les résultats des trois estimations sont présentés dans le tableau 2. La première évalue les effets intra et extra-zone des regroupements avec les variables des accords de libre-commerce (modèle ALC (1)). Le test de Fischer montre la présence d'effets spécifiques. Des facteurs inobservables et invariants dans le temps propres à chaque couple de pays partenaires – d'ordre historique, culturel, géopolitique ou géographique – influencent donc les flux commerciaux. L'avantage des modèles à effets spécifiques est de pouvoir tenir compte de cette hétérogénéité des individus. L'absence de contrôle des facteurs inobservables introduit de surcroît un biais dans les coefficients des *dummies* régionales. Dans l'étude de L. Fontagné et S. Zignago (2007), le facteur multiplicatif du commerce intra-zone diminue ainsi de plus de la moitié lorsque l'on introduit ces facteurs. Nous poursuivons le traitement économétrique par un test de Hausman. Il montre que les effets spécifiques du modèle ALC (1) sont fixes et non aléatoires.

La deuxième estimation (modèle ALC (2)) rajoute à la première des variables *dummy* représentant les années de la période d'étude. Les coefficients de ces 20 variables sont tous positifs et significatifs. Mais la comparaison des statistiques de Fischer des modèles (1) et (2) indique que le premier a une meilleure signification globale que le second. C'est donc la première estimation que nous retiendrons pour l'interprétation des résultats. La troisième estimation (modèle (3) du tableau 2) est identique à la première, à ceci près qu'elle teste les accords commerciaux de façon détaillée et non plus ensemble. Ses résultats nous permettront d'extraire les créations et les détournements de commerce des différents groupes et de déterminer si ceux-ci constituent des *building* ou des *stumbling blocks*.

L'inconvénient des effets spécifiques est qu'ils captent l'influence des variables stables dans le temps, dont l'estimation ne peut donc plus être distinguée. Dans notre cas, il s'agit des variables de contiguïté, de langue commune et de distance. Dans la quasi-totalité des travaux réalisés, les coefficients correspondants sont significatifs, positifs pour les deux premiers et négatif et proche de l'unité pour le troisième (T. Mayer, 2001). Les estimer séparément n'apporterait rien à notre problématique qui repose sur les variables indicatrices régionales.

Ces dernières se modifient sur la période 1986-2005, puisque le début de mise en œuvre des accords se situe toujours en cours de période. Par ailleurs, certains groupes connaissent des élargissements (Mercosur⁸, UE, UEM), ce qui constitue une autre source de variation dans le temps.

Conformément aux résultats traditionnels des estimations sur modèles de gravité, la taille des partenaires reflétée par leur PIB exerce un effet sensible et très significatif sur leurs échanges. Le coefficient du taux de change réel bilatéral s'avère par contre peu élevé et son signe est contre-intuitif. La distance relative ressort significative et fortement explicative du commerce, ce qui confirme sa nécessaire prise en compte dans une telle équation. La variable de différence de PIB par habitant agit négativement. Cela va dans le sens de la thèse de Linder puisque les échanges sont d'autant moins élevés que la différence de revenu par tête est importante, mais cet effet est minime du fait d'un coefficient réduit. De plus, le rapprochement des PIB absolus ne contribue pas à soutenir le commerce bilatéral, le signe négatif associé à la variable SIMIL révélant au contraire des échanges d'autant plus intenses que les PIB divergent.

Au travers des résultats des trois variables muettes des accords de libre-commerce, nous sommes en mesure de porter un jugement d'ensemble sur la nouvelle vague d'intégration régionale. Dans la meilleure spécification du modèle (1), elle stimule de façon équivalente les échanges intra et extra-zone. Les premiers sont 39 % plus élevés que sans régionalisation, et les exportations et les importations avec le reste du monde sont respectivement 16 % et 20 % supérieures. Depuis la fin des années 80, la formation ou la consolidation des grands groupes régionaux est donc non seulement bénéfique à leurs flux internes mais aussi génératrice de commerce multilatéral.

Cette première conclusion se vérifie et se précise au cas par cas dans les estimations du modèle (3). Examinons les paramètres des *dummies* intra-zone. Ils ressortent tous significatifs et positifs. Une moyenne des coefficients trouvés dans les études antérieures, toutes méthodes et toutes périodes confondues, figure dans la méta-analyse de M. Cipollina et S. Salvatici (2007). Nos estimations se situent au quart de cette moyenne pour l'UE, au tiers pour le MCCA, à la moitié pour l'AFTA, l'ALENA, et le Mercosur, et légèrement en deçà pour la CAN. Il est logique que nous aboutissions à des coefficients inférieurs puisque la quasi-totalité des études recensées dans la méta-analyse ne tient pas compte des facteurs

inobservables. Le faible coefficient interne de l'UE semble indiquer que la constitution du Marché unique est moins propice au développement de l'interdépendance commerciale que ne l'était la CEE. Les résultats des deux unions douanières sud-américaines témoignent d'une influence de la CAN sur le commerce intra-zone supérieure à celle Mercosur. Le début de période choisi pour la Communauté andine correspond cependant à l'adoption d'un bref échéancier de mise en œuvre de l'union douanière alors qu'elle est déjà partiellement en vigueur entre l'Argentine et le Brésil avant la signature du Traité d'Asunción. Equivalent à celui du Mercosur, l'impact de l'union douanière du MCCA lui permet de renouer avec le degré d'échange intra-régional atteint au début de la décennie 80 (O. Dabène, 1998). Les résultats intermédiaires de l'ALENA et de l'AFTA soulignent que leur statut de zone de libre-échange ne constitue pas un critère discriminant par rapport aux autres modalités d'intégration.

Nous testons également les effets de la monnaie unique européenne sur le commerce des pays membres de l'UEM au cours de la période 1999-2005. J. Frankel et K. Rose ont été les premiers à avancer l'idée d'une réalisation endogène de l'optimalité d'une union monétaire. Au travers d'études empiriques, ils montrent que l'usage d'une même monnaie est à l'origine d'un renforcement des liens commerciaux (A. Rose, 2000), lui-même étant un facteur de meilleure synchronisation des cycles (J. Frankel et A. Rose, 1998). La première proposition se vérifie dans le cas que nous étudions puisque le commerce entre membres de la zone euro serait 16 % plus élevé que si la monnaie unique n'existait pas. Notre résultat prolonge ceux quasi-identiques de A. Micco et alii (2003) et de H. Flam et H. Nordstrom (2003), dont les périodes d'étude n'englobent que 4 ans de durée de vie de l'UEM. Ils sont également obtenus à partir d'un panel à effets spécifiques fixes, mais n'incluant qu'une vingtaine de pays industrialisés.

Tableau 2 Les effets intra et extra-zone des accords commerciaux (panel à effets spécifiques)

Variables	Modèles ALC		Modèle des groupes régionaux (3)
	(1)	(2)	
PIB exportateur (ln(PIB _{it}))	0,53*** (31,29)	0,38*** (16,94)	0,48*** (26,88)
PIB importateur (ln(PIB _{jt}))	0,95*** (55,59)	0,80*** (35,42)	0,97*** (53,94)
Distance (ln(DIST _{ij}))	-	-	-
Distance relative (ln(REMOT _{ijt}))	1,00*** (3,91)	0,96*** (3,04)	1,09*** (4,25)
Différence des PIB par habitant (ln(DIFPIBH _{ijt}))	-0,02** (-2,56)	-0,01* (-1,83)	-0,02*** (-2,61)
Similitude de taille des PIB (ln(SIMIL _{ijt}))	-0,31*** (-14,92)	-0,26*** (-12,11)	-0,30*** (-14,19)
Taux de change réel bilatéral (ln(RER _{ijt}))	-0,02*** (-3,70)	-0,02*** (-3,71)	-0,02*** (-3,97)
Contiguïté (CONTIG _{ij})	-	-	-
Langue commune (LANG _{ij})	-	-	-
Accord de libre-commerce_intra-zone (ALC_intra _{ijt})	0,33*** (11,32)	0,32*** (10,68)	-
Accord de libre-commerce_exportations (ALC_X _{ijt})	0,15*** (11,10)	0,14*** (10,00)	-
Accord de libre-commerce_importations (ALC_M _{ijt})	0,18*** (13,37)	0,17*** (12,12)	-
Asean Free Trade Area_intra-zone (AFTA_intra _{ijt})			0,53*** (5,71)
Asean Free Trade Area_exportations (AFTA_X _{ijt})			0,66*** (22,48)
Asean Free Trade Area_importations (AFTA_M _{ijt})			0,07** (2,27)
ALENA_intra-zone (ALENA_intra _{ijt})			0,45*** (2,73)
ALENA_exportations (ALENA_X _{ijt})			-0,13*** (-3,69)
ALENA_importations (ALENA_M _{ijt})			0,21*** (6,00)
Communauté andine_intra-zone (CAN_intra _{ijt})			0,98*** (10,24)
Communauté andine_exportations (CAN_X _{ijt})			0,14*** (4,63)
Communauté andine_importations (CAN_M _{ijt})			0,24*** (7,97)
Marché centraméricain_intra-zone (MCCA_intra _{ijt})			0,30*** (4,00)
Marché centraméricain_exportations (MCCA_X _{ijt})			0,11*** (3,87)
Marché centraméricain_importations (MCCA_M _{ijt})			0,11*** (4,05)
Mercosur_intra-zone (MERC_intra _{ijt})			0,32*** (4,28)
Mercosur_exportations (MERC_X _{ijt})			0,06** (2,18)
Mercosur_importations (MERC_M _{ijt})			0,28*** (10,67)
Union européenne_intra-zone (UE_intra _{ijt})			0,09** (2,36)
Union européenne_exportations (UE_X _{ijt})			0,11*** (4,28)
Union européenne_importations (UE_M _{ijt})			0,04* (1,76)
Zone euro_intra-zone (UEM_intra _{ijt})			0,15 *** (3,19)
Zone euro_exportations (UEM_X _{ijt})			0,07*** (2,71)
Zone euro_importations (UEM_M _{ijt})			0,05* (1,70)
Constante	-23,15*** (-9,96)	- 19,32*** (-6,50)	- 23,48*** (-10,12)
Nombre d'observations	49 000	49 000	49 000
Nombre de groupes / nombre d'années	2450 ; 20	2450 ; 20	2450 ; 20
Test de Fischer (effets spécifiques)	50,12***	49,32***	43,69***
Test de Hausman, chi-2 (12) (effets fixes)	1838***	1769***	1215***
R ² within	0,32	0,32	0,33

***, ** et * indiquent que les variables sont significatives respectivement à 1%, 5 % et 10 %

(1) Modèle évaluant globalement les accords de libre-commerce (ALC).

(2) Modèle (1) avec 20 variables *dummy* temporelles, non reproduites dans le tableau pour en clarifier la présentation. Les coefficients de ces variables sont positifs et significatifs.

Les groupes génèrent-ils des créations / détournements d'échange et constituent-ils des *building* ou des *stumbling blocks* ?

A partir des jeux de coefficients intra et extra-zone obtenus dans le modèle (3), nous allons maintenant déterminer les créations et détournements de commerce imputables aux différents groupes, en nous demandant s'ils constituent des *building* ou des *stumbling blocks*. Nous dressons préalablement une typologie des créations / détournements identifiables à partir d'un modèle de gravité à trois variables muettes régionales, ainsi qu'une typologie des blocs commerciaux (tableaux 3 et 4).

Le premier tableau présenté associe les dénominations des créations et des détournements aux effets commerciaux correspondants. Le second les configure en fonction des signes et des valeurs respectives des coefficients intra-zone (d_I) et extra-zone (d_X et d_M). Considérons la situation où d_I est supérieur à zéro avec d_X et/ou d_M positif(s). Elle est parfois qualifiée de détournement négatif d'exportation et/ou d'importation dans les travaux antérieurs. A cette expression nous substituons celle de création de commerce d'exportation et/ou d'importation, qui traduit mieux le caractère entraînant des nouveaux groupes sur les échanges multilatéraux.

Lorsque d_X et d_M sont positifs, le groupe constitue un *building block*. S'ils sont négatifs, il s'agit d'un *stumbling block*. Quand la somme de d_X et d_M est positive avec l'un des deux coefficients négatif, le groupe constitue un *building block*, que celui-ci ait pour origine des créations d'exportation d'une ampleur supérieure à la baisse des importations ou bien des créations d'importation dépassant la diminution des exportations. Les rares travaux qui dressent un bilan net des échanges issus de l'intégration le font à partir des trois variables régionales. Seule P. Tumbarello (2007) systématise la sommation des trois coefficients à l'ensemble des groupes sous examen. Mais le risque est de considérer comme *building blocks* des groupes favorisant le commerce entre pays membres tout en étant destructeur de commerce multilatéral ($d_I > |d_X + d_M|$ avec d_X et d_M négatifs). C'est la raison pour laquelle nous effectuons le bilan net à partir des deux coefficients extra-régionaux.

Notons enfin que les détournements de commerce interviennent dans la mesure où un flux d'échange intra-zone peut se substituer à un flux extra-zone. Avec deux variables extra-

régionales, la désignation du type de détournement peut s'avérer problématique. Lorsque les deux coefficients externes sont négatifs et leur somme supérieure en valeur absolue au coefficient interne, il est impossible de déterminer les parts respectives de détournement d'exportation et d'importation, voire la présence de l'un ou de l'autre lorsque $|d_X|$ et $|d_M|$ sont tous les deux supérieurs à d_I (dernière ligne du tableau 4).

Tableau 3 Typologie des créations et détournements de commerce

Sigle	Dénomination	Effet du regroupement régional
CCI	Création de commerce intra-zone	Effet stimulant sur le commerce entre partenaires
CCX	Création de commerce d'exportation	Effet stimulant sur les exportations vers le reste du monde
CCM	Création de commerce d'importation	Effet stimulant sur les importations en provenance du reste du monde
DCX	Détournement de commerce d'exportation	Des exportations vers le reste du monde sont remplacées par du commerce intra-zone
DCM	Détournement de commerce d'importation	Des importations en provenance du reste du monde sont remplacées par du commerce intra-zone

Tableau 4 Créations / détournements et typologie des blocs

Signe des coefficients régionaux			EFFETS DE CREATION / DETOURNEMENT DE COMMERCE*	BUILDING / STUMBLING BLOCK
d_I Commerce intra-zone	d_X Exportation extra-zone	d_M Importation extra-zone		
+	+	+	CCI, CCX et CCM	Building block
+	+	-	Si $d_I > d_M $: CCI, CCX, DCM Si $ d_M > d_I$: CCX, DCM	Building block si $d_X > d_M $ ou stumbling block si $ d_M > d_X$
+	-	+	Si $d_I > d_X $: CCI, DCX, CCM Si $ d_X > d_I$: DCX, CCM	Building block si $d_{BM} > d_X $ ou stumbling block si $ d_X > d_{BM}$
+	-	-	Si $d_I > d_X + d_M $: CCI, DCX et DCM Si $ d_X + d_M > d_I$: DCX et/ou DCM	Stumbling block

*Cf. le tableau 3 pour la signification des sigles

Note : si le signe de d_I est négatif, ce qui est un cas peu fréquent dans la littérature empirique, il ne peut pas y avoir de détournement de commerce, qui implique une substitution de flux extra-zone par un flux intra-zone issu de la formation du groupe.

Examinons maintenant les résultats du modèle (3) du tableau 2 à la lumière de la grille de lecture établie dans le tableau 4. Aucun groupe régional ne provoque de détournement de commerce d'importation. A l'exception de l'ALENA, aucun n'est à l'origine de détournement d'exportation. Tous suscitent des créations de commerce d'importation et six sur sept des créations d'exportation. Dans tous les cas, le bilan des deux effets extra-zone de la formation

des blocs est positif. Nos résultats les positionnent donc tous comme des *building blocks* doublement favorables à la régionalisation et à la globalisation des échanges.

Le travail de N. Kien et Y. Hashimoto (2005) se prête bien à la comparaison car il comporte une période d'étude et un nombre de pays proches des nôtres. De plus, il dégage des effets spécifiques fixes dans une estimation de panel. Les signes et les valeurs des coefficients de l'ALENA y indiquent aussi la présence de détournements de commerce d'exportation. L'observation des statistiques des pays d'Amérique du Nord laisse supposer que ces détournements concernent les secteurs agricole et minier⁹. Les deux auteurs présentent pour l'AFTA des résultats également proches des nôtres, en particulier pour les valeurs des coefficients intra-zone et d'exportation. Le commerce entre les membres de l'AFTA serait 1,7 fois plus élevé que si la zone n'avait pas été formée, et les ventes vers le reste du monde près de deux fois plus importantes. Cette vigueur des exportations qui va de paire avec la stimulation des échanges internes se retrouve, bien qu'à un moindre degré, pour l'ensemble des groupes du modèle (3) hormis l'ALENA.

Les effets dynamiques de l'intégration régionale sont fréquemment invoqués pour expliquer une croissance simultanée du commerce intra-zone et des exportations vers le reste du monde. La création de marchés régionaux suscite une concurrence accrue, incite à l'innovation et autorise l'exploitation d'économies d'échelle, selon des mécanismes mis en évidence pour la Communauté européenne dans le premier rapport Emerson (M. Emerson et alii, 1988). Le nouveau régionalisme s'accompagne dans tous les cas d'une baisse graduelle des droits de douane et ajoute donc une composante internationale à la nouvelle concurrence. Dans les pays en développement, la mise en place des nouveaux regroupements coïncide avec les réformes d'ouverture commerciale et les politiques d'accueil aux investissements directs étrangers. Cela a inspiré à la Commission économique des Nations unies pour l'Amérique latine (CEPAL, 1994) l'expression de « régionalisme ouvert ».

A partir de la base de données CHELEM¹⁰, on observe que les domaines où les échanges internes et les ventes externes se hissent de conserve sont principalement ceux réputés à fort potentiel d'économies d'échelle. Il en est ainsi¹¹ de la chimie organique et des produits plastiques pour tous les groupes, des véhicules et pièces détachés pour tous hormis la CAN, de l'aéronautique et de la pharmacie pour l'UE, et du pétrole raffiné pour le Mercosur et la CAN. Les composants électroniques et le matériel informatique et de télécommunication sont

parfois représentés, en particulier aux Philippines, en Malaisie, en Thaïlande et à Singapour. Les pays de l'AFTA bénéficient d'un réseau dense de firmes multinationales qui ont réorganisé de façon plus efficiente leur production à faveur de la libéralisation interne (M. Fujita, 2001). En facilitant la division intra-zone du travail entre filiales, le régionalisme commercial agit comme un vecteur de compétitivité à l'échelle multilatérale. Dans l'une de ses conclusions, W. Ethier (1998) souligne que l'attraction sur les investissements directs exercée par la formation de grands marchés régionaux constitue un moyen par lequel les pays émergents entrent en concurrence dans le but d'intégrer le système multilatéral.

Conclusion

Notre estimation en données de panel d'un modèle de gravité incluant trois *dummies* régionales aboutit à des conclusions convergentes. L'intégration stimule le commerce intra-zone des pays membres ainsi que leurs exportations et leurs importations extra-zone. Ce résultat général se retrouve au cas par cas, sauf pour l'ALENA qui induit un détournement de commerce d'exportation en substituant des ventes au reste du monde par des flux internes. Les autres blocs commerciaux ainsi que l'UEM suscitent des créations de commerce d'exportation. Tous les groupes dégagent des créations de commerce d'importation. Comme l'ALENA est à l'origine d'un bilan net positif de ses échanges avec le reste du monde, l'ensemble des regroupements constitue des *building blocks*. Si la vague récente de régionalisme stimule le commerce entre pays membres, elle est donc également une source de multilatéralisation des échanges. De surcroît, et en particulier pour l'AFTA, elle semble favoriser l'insertion des pays membres au sein de l'économie mondiale, en impulsant simultanément les commerces intra-zone et d'exportation.

Le caractère ouvert des blocs commerciaux se retrouve au travers de leurs élargissements successifs et/ou de leur participation à des projets de vastes zones de libre-échange. Au début de la décennie 90, J. Bhagwati (1993) soulignait que les groupes régionaux ne pouvaient constituer des *building blocks* que dans le cadre d'une expansion continue les acheminant vers le libre-échange généralisé. Le théoricien de l'« effet domino » (R. Baldwin, 2003) met en avant l'actualité de cette tendance (R. Baldwin, 2006). Avant même l'élargissement de 2004, la création du Marché unique exerce un effet d'attraction sur les pays de l'Association européenne de libre-échange. A la faveur de l'adhésion de la Chine à l'OMC, les pays membres de l'AFTA signent un accord de libre-échange avec elle, ce qui déclenche une série de négociations bilatérales avec le Japon et la Corée du Sud. Le projet d'accord de libre-commerce entre les Etats-Unis et le Mexique aboutit à l'ALENA et au lancement de l'« Initiative pour les Amériques », au moment où le Brésil et l'Argentine étendent leur association à leurs voisins paraguayen et uruguayen. La création de la Communauté sud-américaine des Nations (2004) et la négociation antagoniste de la Zone de libre-échange des Amériques témoignent néanmoins du souhait des membres du Mercosur et de la CAN d'exploiter en priorité les effets dynamiques de l'intégration sous-continentale.

Bibliographie

- Adams R., Dee P., Gali J. and McGuire G. [2003], *The Trade and Investment Effects of Preferential Trading Arrangements – Old and New Evidence*, Productivity Commission Staff Working Paper, Canberra, May.
- Aitken N. [1973], *The effect of the EEC and EFTA on European trade: a temporal cross-section analysis*, **American Economic Review**, vol. LXIII, n° 5, December, p. 881-892.
- Baier S. and Bergstrand J. [2005], *Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade?*, Manuscript, December.
- Balassa B. [1975], **European Economic Integration**, B. Balassa ed., Amsterdam.
- Baldwin Richard [2003], *A Domino Theory of Regionalism*, NBER Working Paper, n° 4465, September.
- Baldwin Richard [2004], *Stepping Stones or Building Blocs? Regional and Multilateral Integration*, Regional Economic Integration in a Global Framework, ECB and People's Bank of China, September.
- Baldwin Richard [2006], *Multilateralising Regionalism: Spaghetti Bowls as Building Blocs on the Path to Global Free Trade*, **The World Economy**, Vol. 29, n° 11, p. 1451-1518.
- Baltagi B., Egger P., Pfaffermayr M. [2003], *A Generalized Design for Bilateral Trade Flows Models*, **Economic Letters**, Vol. 80, n° 3, pp. 391-397.
- Bayoumi T. and Eichengreen B. [1997], *Is Regionalism Simply a Diversion: Evidence from the Evolution of the EC and EFTA*, in Ito T. and Krueger A. O., **Regionalism versus Multilateral Trade Arrangements**, NBER, East Asia Seminar on Economics, vol. 6, Chicago: University of Chicago Press.
- Bergstrand J. [1985], *The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomics Foundations and Empirical Evidence*, **Review of Economics and Statistics**, vol. 67, p. 474-481.
- Bergstrand J. [1989], *The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor-Proportions Theory in International Trade*, **Review of Economics and Statistics**, n° 71, p. 143-153.
- Bhagwati J. [1991], **The World Trading System at Risk**, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Bhagwati J. [1993], *Regionalism and Multilateralism: An Overview*, **New Dimensions in Regional Integration**, J. de Melo and A. Panagariya eds, pp. 22-51.

- Bhagwati J. [1995], *U.S. Trade Policy: the Infatuation with Free Trade Areas*, **The Dangerous Drift to Preferential Trade Agreements**, Bhagwati J. and Krueger A. eds, American Enterprise Institute for Public Policy Research, Washington.
- Bhagwati J., Greenaway D., Panagariya A. [1998], *Trading preferentially: Theory and Policy*, **Economic Journal**, 108: 1128-1148.
- Bussière M., Fidrmuc J., Schnatz B. [2005], *Trade Integration of Central and Eastern Countries – Lessons from a Gravity Model*, ECB Working Paper Series, n° 545, November.
- Carrère C. [2004], *Revisiting the Effects of Regional Trade Agreements on Trade Flows with Proper Specification of the Gravity Model*, **European Economic Review**, February, vol. 50, Issue 2, p. 223-247.
- CEPAL – Comisión Económica para América Latina y el Caribe [1994], *Open Regionalism in Latin America and the Caribbean*, Santiago.
- Cheng I. and Wall H. [2005], *Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration*, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, January/February, p. 49-61.
- Cipollina M. and Salvatici S. [2007], *Reciprocal trade agreements in Gravity Models: a Meta-analysis*, Economics and Statistics Discussion Paper, n° 35/07, University of Molise, Dept. SEGeS.
- Croce E., Juan-Ramon V. and Zhu F. [2004], *Performance of Western Hemisphere Trading Blocs: a Cost-Corrected Gravity Approach*, IMF Working Paper, n° 109, June.
- Dabène O. [1998], *L'Intégration régionale dans les Amériques*, Les Etudes du Ceri, n° 45, septembre.
- Deardorff A. [1998], *Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?*, in J. A. Frankel [Eds], **The Regionalism of the Economy**, NBER Project Report Series, University of Chicago Press, p. 7-22.
- De Benedictis L., De Santis R., Vicarelli C. [2005], *Hub-and-Spoke or else? Free trade agreements in the 'enlarged' European Union*, **The European Journal of Comparative Economics**, Vol. 2, n° 2, pp. 245-260.
- Elliot R. and Ikemeto K. [2004], *AFTA and the Asian Crisis: Help or Hindrance to ASEAN Intra-Regional Trade?*, **Asian Economic Journal**, vol. 18, n° 1, pp. 1-23.
- Emerson M., Aujean M., Catinat M., Goybet P., Jaquemin A. [1988], *1992 : la nouvelle économie européenne. Une évaluation des effets économiques potentiels de l'achèvement du marché intérieur de la Communauté européenne*, **Economie européenne**, n° 35.
- Endoh M. [1999], *Trade Creation and Trade Diversion in the EEC, the LAFTA and the CMEA 1960–1994*, **Applied Economics** 31, p. 207–216.

- Ethier W. J. [1998], *The New regionalism*, **The Economic Journal**, vol. 108, n° 449, p. 1149-1161.
- Flam H. and Nordstrom H. [2003], *Trade Volume Effects of the Euro: Aggregate and Sector Estimates*, Seminar Paper, n° 746, Institute for International Economic Studies, Stockholm University.
- Fontagné L. et Zignago S. [2007], *A Re-evaluation of the Impact of Regional Trade Agreements on trade Patterns*, **Economie internationale**, n° 109, p. 31-51.
- Frankel J. [1997], *Regional Trading Blocs in the World Economic System*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- Frankel J., Stein E. and Wei S. [1994], *APEC and Regional Trading Arrangements in the Pacific*, Washington, D. C.:Institute for International Economics.
- Frankel J., Stein E. and Wei S. [1995], *Trading blocs in the Americas: The Natural and Unnatural and the Supernatural*, **Journal of Development Economics**, vol. 47, p. 61-95.
- Frankel J. and Rose A. [1998], *The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria*, **The Economic Journal**, vol. 108, n° 449, p. 1009-25.
- Fujita M. [2001], *Regional Trade Arrangements and Strategies of Multinationals: Implications of ASEAN Free Trade Agreement (AFTA) for Economic Integration*, **APEC in the 21st Century? Selected Issues for Deeper Economic Cooperation**, Satoru Okuda (ed.), APEC Study Center, Institute of Developing Economies, 2001.
- Gilbert J., Scollay R. and Bora B. [2001], *Assessing Regional Trading Arrangements in the Asia-Pacific*, Policy Issues in International Trade and Commodities Study Series, n° 15, UNCTAD.
- Greenaway D. [2000], *Multilateralism, Minilateralism and Trade Expansion*, **Asian Exports**, D. K. Das (ed), Oxford University Press, pp. 115-165.
- Harrigan J. [2001], *Specialization and the Volume of Trade: Do the Data Obey the Laws?*, NBER Working Paper, n° 8675, December.
- Kien N. and Hashimoto Y. [2005], *Economic Analysis of Asean Free Trade Area – by a Country Panel Data*, Discussion Paper in Economic and Business, n° 12, May, Graduate School of Economics and Osaka School of International Public Policy [OSIPP].
- Krugman P. [1980], *Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade*, **American Economic Review**, 70, p. 950-959.
- Lee J. and Park I. [2005], *Free Trade Areas in East Asia: Discriminatory or Non-discriminatory?*, **The World Economy**, vol. 28, n° 1, p. 21-48.
- Li Q. [2000], *Institutional Rules of Regional Trade Blocks and their Impact on Trade, Political Consequences of Regional Trade Blocs*, R. Switky and B. Kerremans, London: Ashgate, p. 85-118.

- Linder S. [1961], **An Essay on Trade and Transformation**, New York: John Wiley.
- Linnemann H. [1966], **An Econometric Study of International Trade Flows**, Amsterdam: North-Holland.
- Mayer T. [2001], *Les Frontières nationales comptent ... mais de moins en moins*, La Lettre du Cepii, n° 207, décembre.
- Micco A., Stein E., Ordonez G . [2003], *The Currency Union Effect on Trade: Early Evidence from EMU*, Working Paper, n° 490, Research Department, Inter-American Development Bank.
- OCDE [2001], *Intégration régionale : effets commerciaux et autres effets économiques observés*, Working Paper 19, Groupe de travail du Comité des échanges, sous la direction de M. Geloso Grosso, décembre.
- Polak J. [1996], *Is APEC a Natural Regional Trading Bloc? A Critique of the Gravity Model of International Trade*, **The World Economy**, vol. 19, n° 5, p. 533-543.
- Pöyhönen P. [1963], *A Tentative Model for the Volume of Trade between Countries*, **Weltwirtschaftliches Archiv** 90, p. 93-99.
- Rose A. [2000], *One Money, one Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade*, **Economic Policy**, vol. 15, n° 30, p. 7-46.
- Soloaga I. and Winters L. [2001], *How has Regionalism in the Nineties affected Trade?*, **North American Journal of Economics and Finance**, vol. 12, p. 1-29.
- Summers L. [1991], *Regionalism and the World Trading System*, **Policy Implications of Trade and Currency Zones**, Federal Reserve Bank of Kansas City, Wyoming.
- Tinbergen J. [1962], **Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy**, New York, NY: Twentieth Century Fund.
- Tumbarello P. [2007], *Are Regional Trade Agreements in Asia Stumbling or Building Blocks? Implications for the Mekong-3 Countries*, IMF Working Paper, WP/07/53.
- Viner J. [1950], **The Customs Union Issue**, Carnegie Endowment for International Peace, New York.
- Wei S. [1996], *Intra-National Versus International Trade: How Stubborn Are Nations in Global Integration*, NBER Working Paper, n° 5531, April.
- World Bank [2005], *Global Economic Prospects*, Washington.

ANNEXE 1

Groupes régionaux et pays membres concernés par l'estimation

Sigle	Dénomination	Mise en œuvre (1)	Type d'accord	Pays membres (2)
AFTA	Asean Free trade area	1993	Zone de libre-échange	Indonésie, Malaisie, Philippines, Singapour, Thaïlande
ALENA	Association de libre-échange nord-américaine	1994	Zone de libre-échange	Canada, Etats-Unis, Mexique
CAN	Communauté andine des Nations	1992	Union douanière	Bolivie, Colombie, Equateur, Pérou, Venezuela
MCCA	Marché commun centraméricain	1993	Union douanière	Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, Panama
MERCOSUR	Marché commun du Sud de l'Amérique latine	1991	Union douanière	Argentine, Brésil, Paraguay, Uruguay, Chili (1996), Bolivie (1997)
UE	Union européenne	1987	Marché unique	Allemagne, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grèce, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Royaume-Uni, Irlande, Portugal, Autriche (1995), Finlande (1995), Suède (1995), Hongrie (2004), Pologne (2004)
UEM	Union économique et monétaire	1999	Union monétaire	Allemagne, Autriche, Belgique, Espagne, Finlande, France, Italie, Irlande, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal, Grèce (2001)

(1) Il s'agit de l'année de la mise en œuvre initiale (AFTA, ALENA, MERCOSUR, UEM) ou de l'année de relance ou d'approfondissement des accords (CAN, MCCA, UE).

(2) La Birmanie, le Brunei, le Cambodge, le Laos et le Vietnam sont membres de l'AFTA, mais faute de données exhaustives sur l'ensemble de la période d'étude (1986-2005), ils ne sont pas pris en compte dans l'estimation. Il en est de même des pays qui adhèrent à l'UE en 2004 (à l'exception de la Hongrie et de Pologne). En cas d'élargissement, les dates d'adhésion figurent entre parenthèses.

ANNEXE 2

Source des données utilisées

DONNEES	SOURCES
Exportations bilatérales	Base de données COMTRADE des Nations unies, SITC2 (<i>Standard International Trade Classification Revision 2</i>)
PIB en dollars courants PIB par habitant en dollars courants IPC (indice des prix à la consommation) en moyenne annuelle	IMF World Economic Outlook, April 2007
TCN (taux de change nominal) en dollar en moyenne annuelle	IMF, International Financial Statistic
Distance, contiguïté, langue commune	Base « Distances » du Cepii (Centre d'études prospectives et d'informations internationales)

¹ Le caractère log-log de l'équation de gravité permet ce type d'interprétation à partir d'un coefficient α de D_1 . En soustrayant membre à membre l'équation initiale et la même équation sans la variable régionale (associée à un flux d'échange C'_{ij}), on obtient : $\alpha = \ln(C_{ij}) - \ln(C'_{ij})$, ou encore $\exp(\alpha) = C_{ij} / C'_{ij}$, soit le rapport des commerces intra-zone avec et sans accord. *Ceteris paribus*, l'exponentielle du coefficient de la variable *dummy* est donc égale au facteur multiplicatif du commerce. Ainsi pour N. Aitken, $\exp(1,6) = 4,95$.

² Dix pays font partie de l'échantillon sans appartenir aux groupes régionaux estimés : Australie, Chine, Corée du Sud, Hong-Kong, Inde, Nouvelle-Zélande, Norvège, Japon, Suisse, Turquie.

³ IMF World Economic Outlook, April 2007.

⁴ Cette approche est proposée dans la base « Distances » du Cepii avec la formulation suivante :

$$DIST_{ij} = \sum_{k \in i} (Pop_k / Pop_i) \sum_{l \in j} (Pop_l / Pop_j) d_{kl}$$

Où : Pop_k est la population de l'agglomération k appartenant au pays i
 Pop_l est la population de l'agglomération l appartenant au pays j
 d_{kl} est la distance entre k et l

⁵ La formule utilisée pour le calcul du taux de change réel (RER_{ij}) est la suivante :

$$RER_{ij} = NER_{ij} \times \frac{IPC_j}{IPC_i}, \text{ où :}$$

NER_{ij} est le taux de change nominal à l'incertain en moyenne annuelle de la monnaie du pays i exprimée dans celle du pays j

IPC_j est l'indice des prix à la consommation en moyenne annuelle du pays j

IPC_i est l'indice des prix à la consommation en moyenne annuelle du pays i

⁶ IMF World Economic Outlook, April 2007.

⁷ En 1998, plus de 80 % des directives relatives à la mise en œuvre du Marché unique sont déjà transposés par tous les pays membres en droit national ; lorsque l'on restreint cette statistique à 14 Etats membres sur 15, le chiffre atteint 90 % (Commission européenne, *Tableau d'affichage du Marché unique*, n° 2, mai 1998).

⁸ Le Mercosur s'élargit sous forme de zone de libre-échange au Chili (1996) et à la Bolivie (1997).

⁹ Depuis la mise en œuvre de l'ALENA, les exportations d'aliments pour animaux (Etats-Unis), de céréales (Etats-Unis, Canada) et de pétrole raffiné (Mexique) régressent vers le reste du monde mais progressent vers les pays partenaires (observations de l'auteur à partir de la base CHELEM - cf. note suivante).

¹⁰ La base CHELEM (Comptes harmonisés sur les échanges et l'économie mondiale) du CEPII (Centre d'études prospectives et d'informations internationales) propose une décomposition en 71 branches.

¹¹ Cette description ne concerne pas les pays membres du MCCA non représentés dans les données de commerce de CHELEM.